

NUEVO ENFOQUE EN LA ESTIMACIÓN DE LOS AJUSTES POR DEVENGO ANORMALES: UN MODELO DESAGREGADO

Francisco Poveda

WP-EC 2003-22

Correspondencia a: F. Poveda: Universidad de Alicante, Dpto. Economía Financiera, Contabilidad y Marketing, Apdo. Correos 99, San Vicente del Raspeig, Alicante, tel: 96 590 36 11, fax: 96 590 36 21, e-mail: FPoveda@ua.es.

Editor: Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, S.A.

Primera Edición Noviembre 2003

Depósito Legal: V-5027-2003

Los documentos de trabajo del IVIE ofrecen un avance de los resultados de las investigaciones económicas en curso, con objeto de generar un proceso de discusión previo a su remisión a las revistas científicas.

NUEVO ENFOQUE EN LA ESTIMACIÓN DE LOS AJUSTES POR DEVENGO ANORMALES: UN MODELO DESAGREGADO

Francisco Poveda

RESUMEN

Un aspecto crucial en el análisis de la información financiera son las posibles manipulaciones introducidas de forma discrecional por los directivos en la información que dan a conocer a los usuarios. En este contexto, este trabajo se centra en el análisis de los ajustes por devengo como potencial instrumento a disposición de la discrecionalidad de los elaboradores de la información financiera. Concretamente, se plantea un modelo desagregado de estimación de ajustes por devengo anormales en el que cada componente se controla por las variables de las que efectivamente depende. El análisis de especificación y potencia del contraste de *earnings management* muestra resultados claramente superiores a los planteamientos de panel derivados del clásico modelo de Jones (1991).

PALABRAS CLAVE: Ajustes por devengo anormales, *earnings management*.

Clasificación JEL: M41

ABSTRACT

A fundamental question about the analysis of financial information is the potential manipulations that could be introduced by insiders in the information that is revealed to investors. In this context, this article is focused on the analysis of abnormal accruals as a potential instrument to implement earnings management practices. Concretely, a non aggregated abnormal accruals estimation model is proposed, where each component of accruals is controlled by the variables it really depends on. The analysis of specification and power of earnings management tests show better results in relation to panel data models derived from the classical Jones (1991) model.

KEY WORDS: *Abnormal Accruals, Earnings Management*

1. Motivación y objetivos

Los escándalos contables que han salpicado a los mercados de capitales internacionales en los últimos años, convierten la línea de investigación del *earnings management* en tema de especial relevancia y oportunidad. Aunque cada vez es mayor la preocupación por parte de los organismos supervisores de los mercados de capitales sobre la fiabilidad y transparencia de la información financiera suministrada por los emisores de valores, la realidad es que existe una clara asimetría informativa entre el interior y el exterior de las firmas que permite cierto grado de discrecionalidad a la hora de revelar dicha información a los inversores. En este contexto, un aspecto crucial en el análisis de la información financiera son las posibles manipulaciones introducidas de forma discrecional por los directivos en la información que dan a conocer a los usuarios.

Durante la década de los noventa, la línea de investigación básica del *earnings management* ha girado en torno a la metodología de los denominados *ajustes por devengo*, definidos como la diferencia entre el resultado contable y el flujo de caja de las operaciones. La cuestión clave en la metodología de los ajustes por devengo consiste en descomponer la variable observable ajustes por devengo totales, en dos componentes no observables que vendrían dados por su parte normal, dados los factores que afectan a dicha variable, y su parte anormal que se toma como estimador de la discrecionalidad implementada sobre el beneficio publicado. Ante esta cuestión, obviamente las posibilidades de éxito para el investigador pasan por modelizar el comportamiento del componente normal, que no es observable en sí mismo, pero depende, en su mayor grado, de variables observables.

Este planteamiento genérico que se ha descrito en base a una variable objetivo agregada, como son los ajustes por devengo totales, también se aplica sobre ajustes por devengo individuales desde el trabajo pionero de McNichols y Wilson (1988)¹. Al centrarse en la modelización de un componente individual, el porcentaje de variabilidad que se consigue explicar superará a los modelos agregados y la precisión a la hora de aislar la parte anormal o discrecional será mayor reduciendo así la probabilidad de error tipo I. Como contrapartida, frente a los modelos agregados, presentan una clara merma

¹ Una excelente aplicación de este enfoque individual ha sido desarrollada en nuestro país por Saurina (1999) en relación a las provisiones para insolvencias en las cajas de ahorro.

de potencia al ser capaces de pronunciarse, exclusivamente, sobre la partida individual analizada y no poder decir nada sobre el resto. En caso de que se detecte la presencia de un componente anormal en dicha partida, se puede inferir la presencia de prácticas de *earnings management* en la compañía en cuestión. Sin embargo, en caso de que no se detecte un componente anormal significativamente distinto de cero, no se puede apenas decir nada puesto que se podrían estar alterando otro tipo de componentes.

En definitiva, adoptar un enfoque individual o un enfoque agregado se ha planteado como un *trade-off* entre mayor precisión – menor rango o menor precisión – mayor rango. Ante esta disyuntiva, si se revisan las publicaciones en las principales revistas del área, los modelos agregados derivados del pionero modelo de Jones (1991) copan la práctica totalidad de los trabajos publicados sobre *earnings management*. No obstante, si profundizamos en el enfoque agregado, a la hora de modelizar el comportamiento normal de los ajustes por devengo, se aglutinan todos los componentes en una única variable que serían los ajustes por devengo totales, e incluyen todas las variables explicativas en el otro lado de la ecuación. Esta forma de proceder plantea ciertas limitaciones que provocan, entre otras cosas, la pérdida de precisión de la que se hablaba más arriba. Estas limitaciones van a constituir la idea de partida para el desarrollo del modelo desagregado que se plantea en este trabajo. Las cuestiones más relevantes en este sentido son las siguientes:

1. Anteriormente se ha hecho referencia a los ajustes por devengo de manera genérica, como la diferencia entre el resultado ordinario y el flujo de caja de las operaciones. No obstante, dado que en muchos países – entre ellos España - no existe un estado de flujos de caja estandarizado, en los estudios sobre *earnings management*, la variable ajustes por devengo totales se calcula indirectamente a través de los datos de los estados financieros normalizados consiguiendo así trabajar con datos homogéneos². De este modo, al trabajar con un enfoque indirecto se obtiene la composición concreta de la variable ajustes por devengo y, por tanto, permite disponer de una información desglosada cuya riqueza se puede explotar con procedimientos de estimación por componentes, tal y como se planteará más adelante. Por tanto, ¿por qué imponer aquí una agregación de información

² Collins y Hribar (1999) analizan la implicación de calcular los ajustes por devengo de una forma u otra.

innecesaria y hacer estimación e inferencia con datos agregados cuando la desagregación es perfectamente observable?

2. Al plantear modelos agregados surge forzosamente la siguiente pregunta: ¿todos los componentes de los ajustes por devengo dependen exactamente de las mismas variables de control? En caso negativo, es decir, si cada uno de los componentes depende de variables distintas, ¿por qué al agregar imponemos la presencia de variables irrelevantes que afectarán a la estimación e inferencia de los parámetros? Por otro lado, aunque se sostuviera que todos los componentes dependen de las mismas variables, ¿seguiría siendo sostenible restringir a un mismo valor los coeficientes de respuesta ante dichas variables?
3. Al trabajar con modelos agregados, en caso de detectar unos ajustes por devengo anormales significativamente distintos de cero, o de los valores de referencia sectoriales etc. ¿en qué partida concreta existen movimientos atípicos?, ¿qué partidas tiene que infraponderar el analista en su hoja de valoración?, ¿en que áreas debe aumentar el auditor el grado de cobertura de las pruebas en detalle?. En efecto, si únicamente se llega a un agregado de la manipulación, la utilidad para los usuarios de la información financiera queda sensiblemente restringida.

En base a este tipo de cuestiones, en el presente trabajo se plantea adoptar una postura intermedia ente un enfoque agregado y un enfoque individual. Por un lado se pretende abarcar el rango de manipulaciones básicas que podrían estar presentes en los ajustes por devengo totales y, por otro lado, se trata de mitigar los problemas atribuidos a la estimación agregada realizando una estimación por componentes. A estos efectos, si partimos de la obtención indirecta de los ajustes por devengo totales partiendo de los balances y cuentas de resultados tendríamos la siguiente composición:

$$TA_{it} = \Delta DOT_{it} - \Delta AOT_{it} + \Delta EXT_{it} - DAI_{it} + \Delta OA_{it}$$

donde, TA_{it} son los ajustes por devengo totales, ΔDOT_{it} es la variación en los deudores por operaciones de tráfico, ΔAOT_{it} es la variación en los acreedores por operaciones de tráfico, ΔEXT_{it} es la variación de existencias, DAI_{it} es la dotación a la amortización del inmovilizado y OA_{it} comprende otros ajustes por devengo. Los subíndices i y t hacen referencia a la empresa y periodo respectivamente.

Ya que la descomposición de la variable ajustes por devengo totales es perfectamente observable, partiendo de una estimación agregada, podemos pasar a una estimación separada de cada uno de sus componentes, controlando cada uno de ellos por las variables de las que efectivamente depende. De este modo, se obtendrá una discriminación entre la parte normal y anormal de cada uno de los componentes que integran los ajustes por devengo totales:

$$TA_{it} = X'_{it}\beta + u_{it} \quad \xRightarrow{\text{Propuesta}} \quad \begin{cases} \Delta DOT_{it} = X'_{II,it}\beta_{II} + u_{II,it} \\ \Delta AOT_{it} = X'_{III,it}\beta_{III} + u_{III,it} \\ \Delta EXT_{it} = X'_{IV,it}\beta_{IV} + u_{IV,it} \\ \Delta AI_{it} = X'_{I,it}\beta_I + u_{I,it} \\ \Delta OA_{it} = X'_{V,it}\beta_V + u_{V,it} \end{cases}$$

Con este planteamiento este planteamiento, el trabajo se estructura en cinco apartados. En el apartado segundo se trata de dar especificación a las ecuaciones planteadas más arriba según el desglose de ajustes por devengo propuesto. En el apartado cuarto, se plantea la especificación final del modelo tras una serie de consideraciones técnicas relativas al método de estimación. Seguidamente, en el quinto apartado se plantea el estudio empírico que permitirá sacar conclusiones sobre la especificación y potencia de los contrastes de earnings management basados en diversos modelos con un enfoque de panel. Finalmente se tratan de sintetizar las principales conclusiones que se pueden extraer del trabajo.

2. Modelización de los ajustes por devengo: aspectos base

2.1. Variación en los deudores por operaciones de tráfico

En relación con la variación en los deudores por operaciones de tráfico, en los modelos que han tratado de captar el componente normal de los ajustes por devengo siguiendo la línea propuesta por Jones (1991), haciendo abstracción de la agregación en la que se integran a todos los componentes, nos centramos en el tratamiento dado exclusivamente a esta partida (ΔDOT_{it}), haciéndola depender de la variación en las ventas (ΔV_{it}).

$$\Delta DOT_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Delta V_{it} + u_{it} \quad [1]$$

Con este planteamiento, pueden darse casos en los que, en periodos de evento, las ventas no estén manipuladas, y sin embargo, los ajustes por devengo discrecionales o anormales que puedan derivarse de la estimación del modelo [1] sean distintos de cero como consecuencia de alteraciones reales en la política de crédito de la empresa. En definitiva, una variación de clientes no acompañada de variación en las ventas no es por sí misma una manipulación del beneficio. Por otro lado, desde el momento en que se elimine el restrictivo supuesto de que las ventas están ausentes de manipulación, queda en entredicho la validez de modelo para aislar los ajustes por devengo relacionados precisamente con la manipulación en las ventas, pues quedarán en parte extraídos del residuo al estar presentes tanto en la variable dependiente como en la independiente.

En nuestra opinión, la solución debe venir a través del empleo de variables independientes robustas ante la manipulación, que se podrían conseguir empleando flujos de caja en lugar de flujos de ingresos, magnitud en la que no se localizan las prácticas de dirección de resultados. Partiendo de esa base se plantea un cambio radical en el enfoque del problema en el sentido de que no pretendemos captar la variación de clientes anormal por sí misma, sino solamente la parte de variación no explicada por cambios en los periodos medios de cobro. Por este motivo, se plantea considerar la variable ventas, no como variable independiente, sino precisamente como variable dependiente de la que extraer un comportamiento normal y que nos lleguen al residuo las ventas discrecionales. A estos efectos, partimos de la relación teórica entre ventas y flujo de caja de ventas:

$$FCV_t = V_t - DOT_t + DOT_{t-1} = V_t - \gamma_t V_t + \gamma_{t-1} \left(\frac{V_t}{1 + g_t} \right) = \underbrace{\left[1 - \gamma_t + \left(\frac{\gamma_{t-1}}{1 + g_t} \right) \right]}_{1/\lambda^V} \cdot V_t \quad [2]$$

donde, γ es el tanto por uno que representa el periodo medio de cobro, g_t es la tasa de crecimiento de las ventas, FCV_t es el flujo de caja de las ventas, V son las ventas, DOT son los deudores por operaciones de tráfico, y t es el subíndice temporal. La contrapartida empírica de la expresión anterior, nos permite plantear, de manera

razonada, un nuevo modelo para la estimación de la discrecionalidad ejercida a través de las ventas que cumple con las necesarias condiciones de ortogonalidad³:

$$V_t = \beta_0 + \beta_1 FCV_t + u_t \quad [3]$$

Este modelo [3] se basa en que el FCV no es más que las ventas ajustadas por la variación de los deudores de tráfico, y en el hecho de que FCV no se ve alterado por las manipulaciones en las ventas. De este modo, cuando se produzcan dichas manipulaciones, tendremos alteraciones anormales en la variable dependiente que no se verán acompañadas por la variable independiente e irán a parar al residuo, que capturará exclusivamente la variación de clientes provocada por la discrecionalidad ejercida sobre las ventas, pero no la generada por alteraciones en la política de cobros. Esto es:

$$\underbrace{V_t}_{FCV_t + \Delta C_t} = \underbrace{\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 FCV_t}_{FCV_t + \Delta C_t^{Normal}} + \underbrace{\hat{u}_t}_{\Delta C_t^{Anormal}} \quad [4]$$

2.2. Variación en los acreedores por operaciones de tráfico

Dentro de la agregación con la que hasta el momento se trataban los ajustes por devengo totales, la variación en los acreedores de tráfico presente en la variable dependiente agregada se trataba de controlar por la variación en el nivel de actividad medido por la variación en las ventas. En este sentido, de nuevo hay que insistir en que las ventas son un componente más de la cuenta de resultados que puede estar sujeto a manipulación y, por tanto, su introducción entre los regresores puede generar simultaneidad. Por otro lado, la contrapartida de las cuentas de acreedores por operaciones de tráfico son los gastos de explotación y no los ingresos. De este modo, controlar la variación en cuentas de acreedores de tráfico (ΔAOT) mediante la variación en las ventas (ΔV) sólo es válido si se asume una relación constante entre variación de ventas y variación de compras (ΔC):

$$\Delta AOT_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta V_t + u_t \Leftrightarrow \frac{\Delta V_t}{\Delta C_t} = \delta \quad / \quad \Delta AOT_t = \beta_0 + \underbrace{\beta_1 (\delta \Delta C_t)}_{\beta_1^*} + u_t \quad [5]$$

³ En el Anexo I se plantea el razonamiento sobre la ortogonalidad de las distintas variables.

En este sentido, se trataría de una restricción innecesaria pudiendo introducir como variable de control directamente la variación en las compras. No obstante, así como las ventas no podían considerarse libres de toda manipulación, tampoco puede hacerse con las compras. Por tanto, no constituyen una variable de control adecuada pues genera simultaneidad distorsionando el residuo obtenido como proxy del *earnings management* para esta partida concreta⁴. Adicionalmente, si se asume que las compras y, en general los gastos de explotación, no están manipulados, entonces las alteraciones anormales en la cifra de balance “acreedores de tráfico” que puedan detectarse con modelos como el [5] se tendrán que interpretar como una alteración real del periodo medio de pago, que en ningún caso afectará a los resultados de la empresa. Obtener ajustes por devengo anormales es una herramienta para captar *earnings management* y no es un fin en sí mismo.

Tal y como se apuntaba en el subapartado previo, para este tipo de componentes consideramos interesante derivar los flujos de resultados, en este caso flujo de gastos, hacia flujos de caja que permanecen inalterables ante las manipulaciones que pretendemos estudiar. En este caso la variable relevante para controlar la evolución normal de las compras, que pasa a ser la variable objetivo, será el flujo de caja pagado por las compras (*FCC*). Llegados a este punto, son válidos todos los comentarios planteados en el subapartado previo para la relación deudores de tráfico - ventas. De ese modo, a continuación se presenta directamente la especificación análoga del modelo [3] para el caso de acreedores de tráfico – compras:

$$C_t = \beta_0 + \beta_1 FCC_t + u_t \quad [6]$$

2.3. Variación en las existencias finales

Al margen de la agregación de los ajustes por devengo, si nos centramos en la variación de existencias en concreto, el componente normal de dicha partida trataba de captarse en los modelos derivados de Jones (1991 a través de la variación en las ventas. En esta línea un modelo desagregado para la variación de existencias vendría dado por:

⁴ Son válidos todos los comentarios que se exponen en el Anexo I si se trasladan al caso de la relación entre cuentas de gastos y acreedores por operaciones de tráfico.

$$\Delta EXT_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta V_t + u_t \quad [7]$$

A continuación tratamos de plasmar un sencillo planteamiento teórico que nos permita obtener una especificación fundamentada de la variación de existencias en lugar de partir de un modelo *ad hoc* como el [7]. Las unidades físicas de existencias finales que hay en almacén al cierre de un ejercicio han de cumplir la siguiente expresión:

$$Ex_f^{u.f.} = Ex_i^{u.f.} + Entradas - Salidas \Rightarrow \underbrace{Ex_f^{u.f.} - Ex_i^{u.f.}}_{\Delta Ex^{u.f.}} = Entradas - Salidas \quad [8]$$

En esta expresión, en la que hacemos abstracción de las normas y criterios de valoración al plantearla en términos de unidades físicas, ya se puede anticipar que carece de sentido teórico tratar de explicar la variación de existencias a través de la variación en las salidas. Si las variables de la expresión [8], expresadas en unidades físicas, fuesen observables, la modelización del componente normal de la variación de existencias sería obvia y vendría dada por la contrapartida empírica de dicha expresión (y no por un regresor de variación de salidas):

$$\Delta Ex_t^{u.f.} = \beta_0 + \beta_1 Entradas^{u.f.} + \beta_2 Salidas^{u.f.} + u_t \quad [9]$$

En este hipotético modelo [9] la relación sería trivial y se obtendría una estimación nula de β_0 , y para β_1 y β_2 se obtendrían los valores +1 y -1, respectivamente con un ajuste perfecto sin residuo alguno. No obstante, en las cuentas anuales no observamos las unidades físicas de existencias finales, ni de entradas y salidas, observamos valores monetarios en los que intervienen los criterios de valoración. En definitiva, si pasamos de las unidades físicas a las unidades monetarias entran en juego una serie de circunstancias que hacen que la relación planteada en la expresión [8] no sea trivial. Por una parte, las existencias finales han de estar valoradas a precios de adquisición, las compras estarán valoradas también a precio de adquisición, pero las ventas en un sistema especulativo desglosado, aparecen al precio de venta y no al de adquisición. En el único caso en que la expresión [7] se cumpliría también en valores monetarios sería en la hipótesis de precios constantes o, al menos, que existe un precio de adquisición único. En dicho caso ideal, sencillamente se trataría de multiplicar en ambos miembros de la expresión [7] por dicho precio de adquisición (Pa):

$$\underbrace{(\Delta Ex^{u.f.}) Pa}_{\text{Saldo Variación de Existencias}} = \underbrace{Entradas \cdot Pa}_{\text{Saldo Compras}} - \underbrace{Salidas \cdot Pa}_{\text{Saldo Ventas}} \quad [10]$$

Si en este contexto planteamos la contrapartida empírica de esta expresión [10] llegaremos al siguiente modelo:

$$\Delta Ex_t = \beta_0 + \beta_1 C_t + \beta_2 V_t + u_t \quad [11]$$

En este modelo se ha de tener la precaución de interpretar correctamente los coeficientes estimados pues manteniendo la restricción de precios de adquisición constantes, el coeficiente β_0 estimado seguirá siendo nulo en valores monetarios, el β_1 estimado será igual a +1, pero al estar la cuenta de ventas valorada al precio de venta y no al de adquisición, el coeficiente β_2 estimado será igual a $-\frac{1}{(1+m)}$, siendo m el margen de ventas.

Llegados a este punto, de nuevo reiteramos nuestra opinión de que no se pueden incluir entre los regresores variables de la cuenta de resultados susceptibles de manipulación por lo que sugerimos que las variables compras (C) y ventas (V) del modelo [11], sean sustituidas por variables no correlacionadas con el residuo como son los respectivos flujos de caja (FCC y FCV). En esta línea, la especificación propuesta para captar el componente normal de la variación de existencias es la siguiente:

$$\Delta Ex_t = \gamma_0 + \gamma_1 FCC_t + \gamma_2 FCV_t + v_t \quad [12]$$

Donde, de nuevo se ha de tener la precaución de interpretar correctamente los coeficientes teniendo en cuenta la relación entre las variables empleadas en este modelo [12] (flujos de caja) y las variables de partida del modelo [11] (flujos de resultados) que se obtenía en el subapartado 2.1. (λ_v).

2.4. Dotación a la amortización del inmovilizado

Haciendo de nuevo abstracción de la agregación en la que se integra a todos los componentes de los ajustes por devengo en los modelos existentes hasta el momento, a continuación nos centramos en el tratamiento dado exclusivamente a la dotación a la amortización haciéndola depender del nivel de inmovilizado bruto.

$$DAI = \beta_0 + \beta_1 IMB + u \quad [13]$$

En el caso ideal en el que se mantiene constante el nivel de inmovilizado y se amortiza en base a un porcentaje constante, este modelo no admitiría constante pues

causaría multicolinealidad con el nivel de inmovilizado y el coeficiente β_l que estimaríamos sería exactamente una media ponderada de los coeficientes de amortización de cada uno de los elementos de inmovilizado presentes en la empresa⁵. En el caso de que se produzcan manipulaciones en el resultado a través de la dotación a la amortización del inmovilizado tendremos una alteración en la variable dependiente del modelo [13] que no se verá acompañada por la variable independiente, por lo que será captada íntegramente por el residuo de la regresión.

Uno de los supuestos implícitos en los que se basan los modelos de ajustes por devengo existentes para controlar las dotaciones a la amortización es que en todo momento se aplica el método de amortización lineal en base a un porcentaje constante. No obstante, puede darse el caso de empresas que no amorticen en base a un porcentaje constante sino en base a otros métodos no lineales como por ejemplo dígitos crecientes o decrecientes. Este hecho provocaría que no fuese suficiente con la especificación previa para captar la dinámica de dicho proceso. De hecho, si un proceso de amortización no lineal se trata de ajustar mediante un modelo puramente lineal, el ajuste que conseguirá el modelo será precisamente una amortización lineal durante el periodo de vida útil provocando así errores sistemáticos que no provienen de la discrecionalidad contable sino de una incorrecta especificación del modelo. Por ejemplo, en caso de amortización por dígitos creciente el ajuste lineal provocará errores negativos en los primeros ejercicios de la vida útil del bien y errores positivos en los últimos años. En caso de que el año de evento se sitúe entre los primeros años y estemos contrastando la hipótesis nula de no *earnings management* frente a la alternativa alcista, tendremos un sesgo sistemático a favor de la hipótesis nula aumentando la probabilidad de error tipo II. En caso de que el año de evento esté al final de la vida útil tendremos un caso más grave pues incurrimos sistemáticamente en un sesgo a favor de la hipótesis alternativa que aumenta la probabilidad de error tipo I. El mismo caso se puede analizar de forma simétrica combinando la amortización por dígitos o en general cualquier amortización no lineal, creciente o decreciente, con alternativas de *earnings management* alcista o bajista incurriendo en todos los casos en errores de especificación que sesgan sistemáticamente los contrastes.

⁵ En caso de existir valor residual, sencillamente la estimación del modelo obtiene la media ponderada por las bases de amortización reduciendo el coeficiente a aplicar sobre los precios de adquisición que integran la variable independiente.

La solución que planteamos para corregir este problema de especificación consiste sencillamente en introducir un término de tendencia que captaría los procesos de amortización variable. En este sentido, se plantea la siguiente especificación:

$$DAI = \beta_0 + \beta_1 IMB + \beta_2 t + u \quad [14]$$

En caso de que se aplicara el modelo sobre una compañía que empleara un método de amortización variable, el ajuste que obtendría el modelo [14] concentraría toda la significatividad en el coeficiente de la tendencia con un β_2 igual a la cuota por dígito. En caso de que se combinen método de amortización constante para un tipo de activos de la empresa (o para determinadas empresas del grupo consolidado) y amortización variable para otros, el modelo [14] capta a través del primero de los regresores el proceso lineal y a través de la tendencia capta el proceso variable, tanto creciente como decreciente.

2.5. *Otros ajustes por devengo*

En el apartado segundo del trabajo, a la hora de presentar la definición indirecta de la variable ajustes por devengo totales, determinadas partidas se englobaron bajo el epígrafe de “otros ajustes por devengo” para formar parte de la quinta y última de las ecuaciones del sistema planteado al final de dicho apartado. No obstante, por los motivos que se expondrán a continuación, dichas partidas quedarán excluidas del proceso de modelización. Esto no implica que no se consideren susceptibles de discrecionalidad contable sino, sencillamente, que no existen variables observables para un investigador externo que permitan controlar con éxito su comportamiento normal. El caso más representativo es el de las provisiones para riesgos y gastos. En estos casos estamos ante un instrumento óptimo para el *earnings management* por lo que, pese a que no se trate de modelizar, es fundamental observar su comportamiento en torno a la fecha de evento.

No se debe perder de vista que los modelos de ajustes por devengo constituyen una técnica de examen analítico que cumple con la definición expuesta en la Resolución del ICAC de 20 de junio de 2000. En cierto modo, dado que los investigadores sólo disponemos de información externa para detectar posibles alteraciones en el resultado, nos vemos limitados forzosamente a la aplicación de técnicas analíticas con la información financiera disponible. Sin embargo, este tipo de técnicas de revisión analítica y cálculos globales no son aplicables en todas las partidas de unas cuentas

anuales sino que, en función de su naturaleza y de la posibilidad de establecer las interrelaciones entre variables a las que hace referencia la norma técnica, se podrán aplicar con determinada solvencia o serán rechazadas de entrada. De este modo, en los temas de provisiones para riesgos y gastos, así como el resto de partidas que entrarían como “otros ajustes por devengo” estamos ante el claro ejemplo en el que no se deben aplicar este tipo de técnicas y por tanto desaconsejamos todo intento de modelización.

3. Contrapartida empírica: especificación propuesta

En el apartado previo, cada una de las ecuaciones de este sistema genérico se ha ido tratando para establecer una especificación adecuada que captara, en la medida de lo posible, el comportamiento normal de las respectivas variables dependientes sin entrar en ningún momento en cuestiones relativas a la estimación de los modelos para no desviar la atención hacia cuestiones más técnicas. No obstante, dichas cuestiones son también relevantes a la hora de plantear la especificación final que constituya el modelo de ajustes por devengo anormales que se propone en el presente trabajo, por lo que en son abordadas a continuación.

En este caso, dada la desagregación propuesta, se podría plantear la posibilidad de tratar el modelo como un sistema de ecuaciones aparentemente no relacionadas cuyo enlace pudiera venir a través de una correlación cruzada entre los residuos de las regresiones. En caso de que dicha correlación fuese nula, la estimación del sistema coincidiría con la estimación por separado de cada una de las ecuaciones. Si se estiman por separado las ecuaciones cuando realmente exista correlación cruzada entre los residuos tendremos un problema de eficiencia pues no se estará empleando toda la información disponible, aunque las estimaciones seguirán siendo insesgadas. En cualquier caso, si se estima un sistema de ecuaciones para cada empresa tendríamos estimaciones con $T \leq 10$ dado que en España sólo podemos contar con datos contables homogéneos desde la reforma contable de 1990 por lo que se tiene que descartar todo enfoque de serie temporal.

Si se observa la estructura de los datos que proporcionan las bases de datos de estados financieros, estamos ante un grupo de empresas observadas en distintos momentos del tiempo con la peculiaridad de que N es grande y T es pequeña. Concretamente, para cada variable contable disponemos de un micropanel que nos abre nuevas posibilidades de mejorar la estimación de los modelos. Por tanto, el enfoque que

adoptaremos será la estimación por separado de cada uno de los cuatro micropaneles que plantean las cuatro ecuaciones de ajustes por devengo modelizados. En este contexto, se tratarán de explotar las dimensiones de sección cruzada y serie temporal, por lo que es necesario plantear una serie de reflexiones sobre las implicaciones que puedan existir sobre los modelos de ajustes por devengo existentes, así como para la propuesta presentada en el apartado previo.

Por una parte, al introducir la sección cruzada en el análisis se debe tener en cuenta que los coeficientes de los modelos serán en realidad una media ponderada de todas las empresas que intervengan en las estimaciones. Por tanto, se hace imprescindible estratificar adecuadamente las muestras para evitar los errores de especificación que implicaría asumir la hipótesis de que los coeficientes son iguales para todas las empresas y sectores. Esta limitación inherente a la sección cruzada se podría paliar introduciendo variables binarias sectoriales de forma que se estimara un coeficiente medio ponderado de amortización distinto para cada sector. Con esta especificación implícitamente asumimos que las empresas de un mismo sector es similar siguen pautas similares. Este supuesto podría verse puntualmente alterado cuando existieran diferencias significativas dentro de un mismo sector, pero en cualquier caso, es mejor que estimar coeficientes iguales para todos los sectores.

Por otra parte, en relación a la dimensión temporal, las exigencias para poder explotar mínimamente los micropaneles, no son excesivas por lo que no se limitan en este aspecto las posibilidades del estudio, ni habrán graves sesgos de supervivencia. Sin embargo, siempre planearán sobre los modelos de ajustes por devengo los problemas de estacionariedad en los parámetros. Este tipo de limitaciones se tratan de paliar con la introducción de variables binarias anuales que capten posibles cambios estructurales en cada modelo. Adicionalmente, se introduce una variable de tendencia en los modelos en los que aparecen cuentas relacionadas con compras y ventas para tratar de extraer las posibles tendencias lineales inherentes a estas variables, así como para mitigar los efectos de la inflación sobre la valoración de los inventarios.

En relación al método de estimación más adecuado para los modelos de ajustes por devengo en general, el problema de simultaneidad adquiere especial relevancia. Dicho problema venía dado por la presencia de variables no ortogonales entre los regresores y ya ha sido abordado, en ese aspecto, planteando variables de control que sean inmunes ante la manipulación. No obstante, si tenemos en cuenta los datos con los que trabajamos en el campo del *earnings management* es más que probable que las variables explicativas que se introduzcan en el modelo estén correlacionadas con el

residuo que engloba infinidad de motivos no considerados. Por tanto, al margen de las variables que cada autor proponga, el problema de endogeneidad seguirá estando presente, en mayor o menor medida, en la estimación del componente anormal de los ajustes por devengo.

Ante todos estos problemas, en la literatura relacionada con los ajustes por devengo se ha planteado la solución clásica del método de las variables instrumentales. No obstante, el éxito de dicha metodología está subordinado al empleo de buenos instrumentos en el sentido de estar altamente correlacionados con las variables explicativas originales y no estar correlacionados con el residuo. Este punto es, en todos los casos, muy problemático y muestra de ello es que en los dos trabajos que han aplicado la metodología de variables instrumentales han diferido en la idoneidad de los instrumentos ante la posible correlación con los regresores. En Kang y Sivaramakrishnan (1996) se emplean el segundo y tercer retardo de las variables explicativas. Sin embargo, McCulloch (1998) plantea que la reversión de los ajustes por devengo discrecionales puede abarcar más de un ejercicio, por lo que no son válidos dichos instrumentos. Adicionalmente, McCulloch (1998) plantea la hipótesis de persistencia en el *earnings management* provocado por prácticas de alisamiento de beneficios⁶ que plantea serias dudas sobre el empleo de retardos en las variables explicativas como instrumentos óptimos en la estimación de los modelos.

Llegados a este punto, planteamos la solución propuesta por los datos de panel para abordar los problemas de endogeneidad en general a través de la introducción de un componente de heterogeneidad inobservable en los modelos. Si partimos de una representación genérica de un modelo con datos de panel tenemos que:

$$Y_{it} = X_{it}'\beta + \underbrace{\eta_i + u_{it}}_{\varepsilon_{it}}$$

donde, Y_{it} se puede asimilar a cualquiera de los ajustes por devengo para la empresa i en el ejercicio t , X_{it} es el vector que aglutina los k regresores que tratar de controlar el comportamiento normal de la variable dependiente, η_i es un componente de

⁶ Efectivamente, el alisamiento de beneficios en una práctica cuya existencia ha quedado contrastada en diversos mercados y sectores. Concretamente en el caso español se dispone de los trabajos de Pina (1988), Gabás y Pina (1991), Apellániz (1992), Saurina (1999) y Poveda e Íñiguez (2001), que han analizado, desde un punto de vista empírico, la existencia del efecto alisamiento en nuestro contrastando claramente dichas prácticas.

heterogeneidad inobservable que caracteriza a la empresa i y u_{it} es el residuo del modelo que trata de emplearse como proxy de discrecionalidad.

La estimación de los modelos que no contemple la existencia de dicho componente en realidad está estimando con un residuo ε_{it} que no cumple el supuesto de ortogonalidad con las variables explicativas del modelo, provocando problemas de endogeneidad que nos llevan a la inconsistencia de las estimaciones. Dichos problemas no pueden mitigarse con retardos como variables instrumentales pues todos ellos seguirán estando correlacionados con el residuo compuesto de ε_{it} a través de la persistencia del componente de heterogeneidad inobservable. En los modelos de ajustes por devengo dicho componente de η_i recogería una serie de características propias de la empresa que no son observables en sí mismas, o no son identificadas por el investigador y que pueden estar correlacionadas con el residuo u_{it} que trata de emplearse como proxy de discrecionalidad. Podríamos citar características propias de cada empresa como un sistema de control interno más o menos efectivo que permita menor o mayor grado de discrecionalidad sobre la variable dependiente en cuestión. O bien, podría asociarse a la mayor o menor aversión al riesgo de los directivos de la empresa a que la discrecionalidad ejercida sea detectada en los procesos de auditoría y cause efectos negativos en su remuneración, status directivo etc. Todos estos motivos pueden estar correlacionados con los regresores, por lo que cada una de las ecuaciones que forman el modelo de ajustes por devengo que se plantea en este trabajo, se estimará como un modelo de efectos fijos de forma que la especificación última del modelo propuesto, es la siguiente⁷:

$$\begin{aligned}
V_{it} &= \alpha + \beta_1 FCV_{it} + \beta_2 t + \sum_{j=3}^T DY_j (\gamma_j FCV_{it} + \delta_j t) + \sum_{s=2}^S DS_s (\lambda_s FCV_{it} + \mu_s t) + \psi_i + v_{it} \\
C_{it} &= \alpha + \beta_1 FCC_{it} + \beta_2 t + \sum_{j=3}^T DY_j (\gamma_j FCC_{it} + \delta_j t) + \sum_{s=2}^S DS_s (\lambda_s FCC_{it} + \mu_s t) + \phi_i + \omega_{it} \\
\Delta Ex_{it} &= \alpha + \beta_1 FCC_{it} + \beta_2 FCV_{it} + \beta_3 t + \sum_{j=3}^T DY_j (\gamma_j FCC_{it} + \pi_j FCV_{it} + \delta_j t) + \sum_{s=2}^S DS_s (\lambda_s FCC_{it} + \phi_s FCV_{it} + \mu_s t) + \theta_i + \overline{\omega}_{it} \\
DAI_{it} &= \alpha + \beta_1 IMB_{it} + \beta_2 t + \sum_{j=2}^T DY_j (\gamma_j IMB_{it} + \delta_j t) + \sum_{s=2}^S DS_s (\lambda_s IMB_{it} + \mu_s t) + \eta_i + u_{it}
\end{aligned}$$

⁷ Se debe tener en cuenta que no todas las ecuaciones tienen los mismos coeficientes pese a que, para simplificar la notación, se hayan expresado empleando los mismos símbolos.

En cuanto a la interpretación de los coeficientes, los de la familia α y β han sido comentados en el subapartado previo de modelización. Con la introducción de las variables binarias anuales y sectoriales dichos coeficientes se convierten en los parámetros de la categoría base, debiendo interpretarse el resto de los coeficientes como incrementos respecto de dicha categoría. De este modo, los de la familia γ , δ y π se deben interpretar como incrementos anuales respecto del ejercicio asumido como categoría base que vendría dado por el segundo ejercicio en la primera de las ecuaciones y el segundo en el resto por la intervención de variables en primeras diferencias para el cálculo de los flujos de caja. En el caso de los coeficientes de las familias λ , μ y ϕ se trata de incrementos sectoriales respecto de la industria tomada como categoría base que en todas las ecuaciones será el primero de los sectores. Por último los términos η_i , ψ_i , ϕ_i y θ_i representan los componentes de heterogeneidad inobservable correlacionada de cada uno de los modelos.

4. Evaluación empírica: especificación y potencia

En este apartado se presenta la parte empírica del trabajo en la que se analiza el funcionamiento del modelo planteado en los apartados anteriores, junto con las dos versiones existentes para datos de panel del modelo de Jones (1991) que plantearon en Cahan (1992) y Boynton, Dobbins y Plesko (1992)⁸. Para el contraste de *earnings management*, se toma, como punto de partida, la descomposición de la variable observable ajustes por devengo sus dos componentes normal y anormal. En base a dicha partición, los contrastes de *earnings management* se basan en el siguiente modelo:

$$AA_{it} = \alpha + \beta PART_{it} + \varepsilon_{it} \quad [15]$$

donde AA_{it} son los ajustes por devengo anormales o discrecionales, $PART_{it}$ es una variable binaria que particiona la muestra en dos subgrupos tomando el valor 1 para las observaciones en las que el investigador espera a priori que exista *earnings management* y 0 para el resto, y ε_i es un término de error aleatorio. Dado que se ha establecido como categoría base a las observaciones en las que no se supone *earnings*

⁸ En el Anexo II se pueden consultar el planteamiento y las expresiones de los modelos de Cahan (1992) y Boynton, Dobbins y Plesko (1992).

management, α es el valor medio de los *AA* para las observaciones de la categoría base, y $\alpha+\beta$ es el valor medio de los *AA* del subgrupo de empresas para las que el investigador supone *earnings management*. Por tanto β mide la variación de los ajustes por devengo discrecionales medios de un grupo respecto del otro. La hipótesis nula de no existencia de *earnings management* como respuesta al estímulo identificado por el investigador será rechazada si el coeficiente estimado para la variable *PART* es estadísticamente significativo y tiene el signo esperado según el estímulo concreto planteado, ya que esto implicaría que por término medio existen mayores (si $\beta>0$) o menores (si $\beta<0$) ajustes por devengo discrecionales en las empresas en las que se planteaba la presencia de *earnings management* con respecto a la categoría base.

4.1. Datos empleados en el estudio empírico

Los datos de partida para la elaboración del estudio empírico provienen de los estados financieros oficiales consolidados que las sociedades emisoras de valores han presentado a la CNMV en los ejercicios 1991-1997⁹. También se ha replicado el estudio sobre los estados financieros consolidados no auditados presentados provisionalmente a la CNMV, abarcando en este caso el periodo 1991-2000¹⁰. El motivo de centrarse en las cuentas oficiales, pese a que el número de observaciones sea más reducido, se debe a las diferencias en la agregación de partidas de las bases de datos de la CNMV a la hora de sistematizar la información. En este sentido, el nivel de desagregación y riqueza de la información es muy superior en la base de datos auditados. Este hecho repercute de manera crucial en las pruebas a realizar en este trabajo debido a que, en los estados financieros “provisionales”, no aparece el nivel de inmovilizado bruto que se requiere como variable de control en todos los modelos de ajustes por devengo analizados.

Una vez disponible la población de empresas y años señalada en el párrafo anterior, se aplican determinados filtros. En primer lugar, se eliminan todas aquellas observaciones empresa-año que presentar un importe nulo en la cifra de negocios para no incluir empresas en situación de inactividad. La razón de eliminar estas observaciones está en evitar que empresas que atravesasen situaciones anormales, no

⁹ Se excluyen las sociedades financieras y aseguradoras por tener un proceso de formación y reversión en los ajustes por devengo de naturaleza muy distinta al resto de sociedades.

¹⁰ Dicha réplica permitirá corroborar los resultados obtenidos fuera de la muestra de análisis que se utiliza en primera instancia, de manera que todas las tablas que se presentan en el presente apartado tienen su homóloga en el Anexo III

intervengan en las muestras de estimación pues no olvidemos que el objetivo en primera instancia es tratar de estimar el comportamiento normal de los ajustes por devengo. En segundo lugar, se exige que en cada combinación sector-año haya un mínimo de tres observaciones, eliminando todas aquellas observaciones empresa-año que estuvieran presentes en un cluster sector-año de una o dos observaciones. A su vez, ya que intervienen variables en primeras diferencias, en cada empresa se exige un mínimo de cuatro observaciones consecutivas en serie temporal, de modo que se garanticen un mínimo de tres observaciones en corte temporal.

Con estos filtros, la muestra final queda compuesta por 110 empresas que abarca un espectro de 15 sectores según la clasificación sectorial de la CNMV a tres dígitos que aportan un total de 690 observaciones empresa-año, lo cual implica una media de 6.27 observaciones para cada empresa. A continuación, en la tabla I podemos observar que la muestra permite la estimación de parámetros sectoriales con un rango de observaciones que va desde 18 hasta 103 observaciones empresa-año. A su vez, en la intervención de parámetros anuales se puede disponer de un rango de observaciones en la estimación desde 81 hasta 110 observaciones empresa-año.

Tabla I. Composición de la muestra: sectores y años

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	Total sector
Petróleo	3	3	3	3	3	3	0	18
Energía Eléctrica	7	8	8	9	9	9	9	59
Agua y Gas	3	3	3	3	3	3	3	21
Metálicas Básicas	4	4	4	4	4	3	3	26
Cemento	9	9	9	9	8	8	8	60
Vidrio y Material de Construcción	3	3	3	3	3	3	3	21
Industria Química	6	7	7	7	7	5	5	44
Automóvil y Otro Material de Transporte	3	3	3	3	3	0	0	15
Otras Industrias de Transformación de Metales	12	13	13	13	12	9	9	81
Alimentación, Bebidas y Tabaco	15	15	16	17	16	12	12	103
Papel y Artes Gráficas	3	3	3	3	3	3	0	18
Otras Industrias Manufactureras	5	5	5	5	5	4	4	33
Construcción	9	9	9	9	7	7	7	57
Comercio y Otros servicios	6	8	8	8	8	8	8	54
Inmobiliarias	11	11	13	14	11	10	10	80
Total año	99	104	107	110	102	87	81	690

4.2. *Análisis de especificación: simulación de errores tipo I*

Para calibrar la especificación de los contrastes de *earnings management* basados en los ajustes por devengo anormales estimados mediante los diversos modelos, se analiza la frecuencia de errores tipo I en dichos contrastes, llevados a cabo a distintos niveles de significación, de forma que se compara el tamaño real observado en los contrastes empíricos con el tamaño nominal fijado en cada caso. Se trata en definitiva de estimar la probabilidad que existe de atribuir incorrectamente prácticas de manipulación de beneficios a empresas totalmente limpias lo que obviamente supondría un grave error. Dichas pruebas se basan en el diseño experimental que se describe a continuación:

- Partiendo de las $T \times N$ observaciones empresa-año que componen la muestra total correspondiente, se extrae una muestra aleatoria de 50 observaciones empresa-año sin reemplazamiento. A estas 50 observaciones se les asigna $PART=1$ en la variable binaria de partición. La selección aleatoria tiene su origen en la generación de números pseudo-aleatorios a partir de una distribución uniforme $[0,1]$ basándose en el algoritmo KISS de 32-bit propuesto por Marsaglia en la versión 7.0 del programa Intercooled Stata. En cuanto al tamaño de las muestras aleatorias extraídas que se decide por el investigador, se ha analizado la sensibilidad ante distintos tamaños de muestra para asegurar la fiabilidad del estudio obteniendo resultados similares en todos los casos. A su vez, en relación al procedimiento de selección aleatoria se ha replicado el estudio con y sin reemplazamiento y se ha ido alterando la semilla del generador de números aleatorios sin que los resultados se vean alterados en absoluto. De este modo se asegura se asegura la incorrelación de la variable de partición con posibles variables omitidas en la estimación del proxy de discrecionalidad y que podrían distorsionar el contraste del parámetro beta. Adicionalmente, la asignación aleatoria de la variable de partición a una muestra compuesta por el panel completo de observaciones año asegura que la hipótesis nula de no *earnings management* sea cierta tal y como requiere el análisis de error tipo I. Podría darse el caso de que se diera la presencia de *earnings management* en alguna empresa de la muestra, sin embargo, la extracción aleatoria de submuestras de empresas en las 1000 iteraciones asegura el cumplimiento de dicho requisito por término medio.

- Llegados a este punto se estiman los tres modelos evaluados empleando las (TxN-50) observaciones empresa-año fuera de evento. Las observaciones a las que aleatoriamente se ha asignado $PART=1$ no intervendrán en la estimación de los modelos ya que especificación y potencia están analizadas en base a las mismas muestras aleatorias. En este contexto, el proxy de discrecionalidad concreto viene dado por el residuo de las estimaciones de los modelos para aquellas observaciones empresa-año fuera de evento mientras que se trata de errores de predicción en las asignadas por el investigador como observaciones de evento.
- Una vez se ha estimado el componente anormal de los ajustes por devengo según cada uno de los modelos, se plantea el contraste de *earnings management* para cada uno de ellos. Dado el procedimiento de estimación descrito en el párrafo previo, las observaciones de la categoría base y las observaciones de la categoría de evento no pueden tener la misma varianza rompiendo así el supuesto de idéntica distribución implícito en un contraste de diferencia de medias convencional basado en una t de Student. En este contexto, para el contraste de la hipótesis de igualdad de medias entre los subgrupos $PART=0$ y $PART=1$ que implica la expresión [15] cuando las varianzas poblacionales de ambos grupos son desconocidas y se asumen distintas, el estadístico de contraste viene dado por la siguiente expresión:

$$t^* = \frac{\overline{DAP_0} - \overline{DAP_1}}{\sqrt{\frac{s_{DAP_0}^2}{n_0} + \frac{s_{DAP_1}^2}{n_1}}} \rightarrow t - Student \text{ con g.l. } \lambda = \frac{\left(\frac{s_{DAP_0}^2}{n_0} + \frac{s_{DAP_1}^2}{n_1} \right)^2}{\frac{\left(\frac{s_{DAP_0}^2}{n_0} \right)^2}{n_0 - 1} + \frac{\left(\frac{s_{DAP_1}^2}{n_1} \right)^2}{n_1 - 1}}$$

donde $\overline{DAP_j}$: Media muestral de los ajustes por devengo anormales estimados para el subgrupo j ; $s_{DAP_0}^2$: Varianza muestral de los ajustes por devengo anormales estimados para el subgrupo j ; n_j : número de observaciones del subgrupo j ; $j=0$ ó 1 .

En este contraste se permiten distintas varianzas para los grupos $PART=0$ y $PART=1$ pero, dentro de cada uno de los grupos, todas las observaciones están restringidas a una misma varianza. Ante la posibilidad de que se rompa el supuesto

implícito de homoscedasticidad intragrupos, se presenta un contraste complementario permitiendo que todas las observaciones puedan tener distinta varianza. Esta consideración nos llevaría a contrastar el parámetro del modelo [15] empleando el estimador robusto de la varianza de Huber (1967)/White (1980) consistente ante heteroscedasticidad. También se ha de tener en cuenta que en dicho contraste se estaría asumiendo independencia entre las $T \times N$ observaciones de la muestra. Sin embargo, las observaciones de un mismo individuo, en este caso empresa, no serían independientes entre sí, aunque sí lo fueran respecto al resto de observaciones. A estos efectos la muestra debería dividirse en N grupos de observaciones que son independientes entre sí aunque sin asumir independencia dentro de cada uno de ellos. En este caso la estimación de la varianza se basa en el desarrollo planteado por Rogers (1993) como generalización de la varianza de Huber (1967) y formando clusters por empresa.

Tabla II: Análisis de Especificación: Simulación de Errores Tipo I

ch: modelo de Cahan (1992); bp: modelo de Boynton, Dobbins y Plesko (1992); amhi: modelo propio de amortización; vthi: modelo propio de ventas; cphi: modelo propio de compras; vehi: modelo propio de variación de existencias; fphi: agregación de los ajustes por devengo anormales según modelo propio

	Contraste bilateral		Contraste cola derecha		Contraste cola izquierda	
	5%	1%	5%	1%	5%	1%
Panel A: Varianzas distintas en función de la variable de partición						
ch	3.8%	0.6%	2.5%	0.3%	5.7%	1.3%
bp	3.2%	0.5%	4.7%	0.0%	4.2%	0.8%
amhi	3.4%	0.5%	4.4%	0.6%	4.6%	0.4%
vthi	4.7%	0.5%	5.1%	0.8%	4.0%	0.4%
cphi	4.7%	1.0%	5.6%	1.2%	3.8%	0.4%
vehi	4.2%	0.2%	5.1%	0.5%	4.1%	0.6%
fphi	4.5%	0.7%	4.9%	1.3%	3.8%	0.5%
Panel B: Varianzas distintas para cada compañía presente en la muestra						
ch	5.6%	1.4%	3.2%	0.4%	7.0%	1.6%
bp	4.0%	0.8%	5.8%	0.2%	5.0%	0.9%
amhi	4.9%	0.8%	5.3%	1.1%	5.7%	0.5%
vthi	5.9%	1.0%	5.6%	1.2%	5.1%	0.7%
cphi	5.7%	1.3%	6.5%	1.4%	4.6%	0.6%
vehi	5.3%	0.8%	5.6%	1.1%	5.1%	0.7%
fphi	5.4%	1.4%	5.8%	1.6%	4.4%	0.9%

Al replicar las etapas descritas en cada una de las 1000 iteraciones que componen la simulación, se van contabilizando los rechazos observados de forma que se obtiene una estimación del tamaño real de los contrastes. Es importante señalar que todos los contrastes se llevan a cabo en cada iteración sobre la misma muestra aleatoria para todos los estimadores de ajustes por devengo anormales. De este modo se asegura

la comparabilidad entre las frecuencias observadas para cada uno de los tres modelos analizados.

En la tabla II anterior, se puede comprobar que en todos los modelos analizados se observan frecuencias de rechazo que se mueven dentro de un rango aceptable en relación a los tamaños nominales de contraste. El modelo de Boynton, Dobbins y Plesko (1992), así como el modelo desarrollado en el presente trabajo, se ajustan casi perfectamente a los niveles de significación teóricos, tanto a nivel bilateral, como en ambas colas. Se observa también de cierta asimetría hacia la cola izquierda en el modelo de Cahan (1992). En cuanto a los contrastes basados en el modelo propio, se presentan tanto los contrastes por separado de los componentes individuales de los ajustes por devengo, como el impacto global de todos ellos como resultado de la agregación de los proxies de discrecionalidad en cada uno de los componentes. Concretamente, centrándonos en el panel A de la tabla II, nuestro modelo presenta en el contraste unilateral de cola derecha un rango de frecuencias que va desde el 4.4% al 5.6% cuando el tamaño nominal del contraste es del 5%, y desde un 0.6% a un 1.3% con tamaño nominal del 1%. En cuanto a los contrastes unilaterales de cola izquierda, el rango de frecuencias en los contrastes al 5% va desde el 3.8% al 4.6% mientras que se mueve entre el 0.4% y el 0.6% en los contrastes de nivel teórico 1%. Si hacemos referencia al agregado del modelo propio tenemos unas frecuencias de rechazo del 4.9% y del 3.8% con nivel de significación teórico del 5% y del 1.3% al 0.5% con tamaño nominal del 1%. Estos resultados se pueden considerar en buena medida satisfactorios ya que implican una correcta especificación de los contrastes de *earnings management*. La réplica del experimento que se presenta en el panel B de la tabla II realizando un contraste con varianzas consistentes ante heteroscedasticidad y clusters por compañía, proporciona resultados muy similares a los comentados en el panel A por lo que obviamos la repetición de los comentarios previos.

4.3. *Análisis de potencia: simulación de errores tipo II*

Tras tener controlada la probabilidad de error tipo I, lo primero que a cualquier usuario potencial de estas técnicas le interesará conocer es si dichos contrastes son capaces de detectar efectivamente la presencia de *earnings management*. Para poder pronunciarse ante esta primera cuestión se plantea un análisis de la potencia de los contrastes de acuerdo al diseño experimental que se describía en el apartado previo con las siguientes precauciones:

- Una vez extraída cada submuestra aleatoria, se introducen manipulaciones intencionadamente en los componentes de los ajustes por devengo. De este modo, se asegura que la hipótesis nula de no *earnings management* sea falsa, permitiendo así que el análisis de las frecuencias de rechazo sean un buen estimador de la potencia real. En relación al signo de las manipulaciones inducidas, los resultados que se muestran en el apartado siguiente corresponden a prácticas de gestión de resultados al alza con el objetivo de elevar el resultado publicado. No obstante, se ha replicado el estudio con manipulaciones a la baja, mostrándose en todo caso comportamientos simétricos. Por lo que respecta al importe de las manipulaciones inducidas, obviamente no será el mismo para todos los integrantes de cada una de las submuestras aleatorias pues no tendría el mismo impacto en empresas de tamaño distinto. Por este motivo, el importe de manipulación será del 1% y 5% del activo total de cada compañía para analizar el crecimiento de la función de potencia, pero no se obtiene dicha función en sí con un mayor rango de variación en el importe de manipulación inducido debido a la excesiva carga de computación que ello implica. En este sentido, es importante apuntar que las funciones de potencia en este tipo de contrastes presentan formas cóncavas con elevados incrementos de potencia ante los primeros incrementos en el nivel de manipulación inducido. Dichos incrementos en la función de potencia van perdiendo fuerza ante los mismos incrementos en la manipulación para acabar con una primera derivada prácticamente nula a partir de niveles de manipulación del 5% del activo total. Por tanto, es esta primera región la que concentra el interés en el análisis de los distintos modelos de estimación del componente anormal de los ajustes por devengo.
- Es importante resaltar un vez más tener en cuenta en todo momento que se introducen alteraciones en las variables en aquellas observaciones empresa-año asignadas aleatoriamente como evento por lo que no deben intervenir en la estimación de los parámetros que tratan de captar el comportamiento normal de los ajustes por devengo. Con este diseño experimental, los distintos procesos de reversión que se puedan plantear no afectan a los resultados del contraste de *earnings management* ya que en ningún caso se modifica la media del grupo de observaciones fuera de evento. Se pueden ver alteradas las varianzas cuanto más brusca sea la reversión. En este sentido, nos posicionamos en el peor de los casos para dar robustez a los

resultados expuestos planteando que la manipulación revierte íntegramente en el año posterior al de evento.

Tabla III: Análisis de Potencia: Simulación Frecuencias de Rechazo

ch: modelo de Cahan (1992); bp: modelo de Boynton, Dobbins y Plesko (1992); amhi: modelo propio de amortización; vthi: modelo propio de ventas; cphi: modelo propio de compras; vehi: modelo propio de variación de existencias; fphi: agregación de los ajustes por devengo anormales según modelo propio

	Manipulación Alcista del 1% sobre AT				Manipulación Alcista del 5% sobre AT			
	Cola derecha		Cola izquierda		Cola derecha		Cola izquierda	
	5%	1%	5%	1%	5%	1%	5%	1%
Panel A: Manipulaciones ejercidas sobre las ventas a crédito								
ch	14.7%	2.8%	1.5%	0.2%	92.6%	77.7%	0.0%	0.0%
bp	17.7%	5.0%	0.9%	0.1%	89.5%	73.3%	0.0%	0.0%
amhi	5.3%	1.1%	5.7%	0.5%	5.3%	1.1%	5.7%	0.5%
vthi	32.4%	12.9%	0.0%	0.0%	100.0%	100.0%	0.0%	0.0%
cphi	6.5%	1.4%	4.6%	0.6%	6.5%	1.4%	4.6%	0.6%
vehi	5.6%	1.1%	5.1%	0.7%	5.6%	1.1%	5.1%	0.7%
fphi	40.1%	15.6%	0.2%	0.0%	99.7%	99.3%	0.0%	0.0%
Panel B: Manipulaciones ejercidas sobre las compras a crédito								
ch	17.0%	3.8%	1.2%	0.0%	97.3%	90.8%	0.0%	0.0%
bp	19.6%	5.6%	0.9%	0.0%	95.0%	84.3%	0.0%	0.0%
amhi	5.3%	1.1%	5.7%	0.5%	5.3%	1.1%	5.7%	0.5%
vthi	5.6%	1.2%	5.1%	0.7%	5.6%	1.2%	5.1%	0.7%
cphi	0.4%	0.0%	39.0%	17.8%	0.0%	0.0%	100.0%	100.0%
vehi	5.6%	1.1%	5.1%	0.7%	5.6%	1.1%	5.1%	0.7%
fphi	39.1%	15.3%	0.2%	0.0%	99.7%	99.3%	0.0%	0.0%
Panel C: Manipulaciones ejercidas sobre la valoración de los inventarios								
ch	17.0%	3.8%	1.2%	0.0%	97.3%	90.8%	0.0%	0.0%
bp	19.6%	5.6%	0.9%	0.0%	95.0%	84.3%	0.0%	0.0%
amhi	5.3%	1.1%	5.7%	0.5%	5.3%	1.1%	5.7%	0.5%
vthi	5.6%	1.2%	5.1%	0.7%	5.6%	1.2%	5.1%	0.7%
cphi	6.5%	1.4%	4.6%	0.6%	6.5%	1.4%	4.6%	0.6%
vehi	63.9%	40.7%	0.0%	0.0%	99.3%	99.3%	0.0%	0.0%
fphi	34.0%	12.7%	0.5%	0.0%	99.5%	98.4%	0.0%	0.0%
Panel D: Manipulación ejercida sobre las dotaciones a la amortización del inmovilizado								
ch	17.0%	3.8%	1.2%	0.0%	97.3%	90.8%	0.0%	0.0%
bp	19.6%	5.6%	0.9%	0.0%	95.0%	84.3%	0.0%	0.0%
amhi	0.0%	0.0%	100.0%	100.0%	0.0%	0.0%	100.0%	100.0%
vthi	5.6%	1.2%	5.1%	0.7%	5.6%	1.2%	5.1%	0.7%
cphi	6.5%	1.4%	4.6%	0.6%	6.5%	1.4%	4.6%	0.6%
vehi	5.6%	1.1%	5.1%	0.7%	5.6%	1.1%	5.1%	0.7%
fphi	40.3%	15.5%	0.2%	0.0%	99.8%	99.4%	0.0%	0.0%

Con los matices señalados se replicarían todas etapas del proceso de simulación descrito en cada una de las 1000 iteraciones y se van contabilizando los rechazos observados para estimar así la potencia de los contrastes. En la tabla III se sintetizan los

resultados de las manipulaciones implementadas a través de distintos instrumentos en cada caso¹¹. En relación a las manipulaciones ejercidas mediante la elevación de las ventas a crédito, en el panel A se puede observar que los trabajos de Cahan (1992) y Boynton, Dobbins y Plesko (1992) muestran escasa sensibilidad o potencia ante las manipulaciones en las ventas con unas frecuencias de rechazo del 14.7% y del 17.7% respectivamente para niveles de significación teóricos del 5%. Si se reduce el tamaño nominal del contraste al 1%, dichas frecuencias caen hasta el 2.8% y 5% respectivamente. En relación al modelo propio, podemos comprobar en la columna de contrastes unilaterales de cola derecha, que el contraste agregado de *earnings management* arroja una frecuencia observada de rechazos muy por encima del resto de modelos en este primer nivel de manipulación con un 40.1% cuando el contraste tiene un tamaño teórico del 5%. Si además entramos en la información desagregada que proporciona este modelo, se puede comprobar que las manipulaciones se han introducido a través de las ventas con una frecuencia observada del 32.4% muy por encima del tamaño del contraste que, en este caso es del 5%, y a su vez muy por encima del resto de los componentes de los ajustes por devengo cuyas frecuencias se ajustan razonablemente a los niveles de contraste especificados en todos los casos.

Si el importe de la manipulación inducida se eleva hasta un 5% del activo total de cada compañía en el año de evento, en este mismo panel A podemos analizar cómo evoluciona la potencia los modelos de Boynton, Dobbins y Plesko (1992) y Cahan (1992), que alcanzan ya frecuencias de rechazo del 93.2% y 89.5% respectivamente para un nivel de significación del 5%. En cuanto al funcionamiento del modelo propio se observa como crecen las frecuencias de rechazo en el contraste unilateral de cola derecha hasta situarse en 99.7% y 99.3% siendo los niveles de significación teóricos del 5% y 1% respectivamente. Este hecho muestra que el crecimiento de la función de potencia con este aumento en la intensidad de las manipulaciones inducidas, llega hasta prácticamente el valor máximo del rango que sería el 100%. De nuevo, el modelo nos permite entrar a un nivel desagregado donde observamos con total nitidez que las ventas presentan un comportamiento anormal al alza con frecuencias de rechazo en el contraste unilateral de cola derecha que se sitúan directamente en el 100%. En cuanto al resto de componentes de los ajustes por devengo las frecuencias de rechazo se sitúan en torno a los niveles de contraste especificados mostrando un comportamiento normal.

¹¹ Las varianzas empleadas para los contrastes que muestra la tabla III son robustas ante heteroscedasticidad con clusters por compañía. Los resultados con la hipótesis de varianzas distintas por grupos sin heteroscedasticidad intragrupos son prácticamente idénticos a los presentados.

En el panel B de la tabla III se muestra la potencia de los contrastes cuando las manipulaciones se instrumentan a través de las compras a crédito. En este caso, al primer nivel de manipulación inducida los modelos derivados de Jones (1991) alcanzan frecuencias de rechazo entre un 17% y 20% para tamaños nominales de contraste del 5%. Por su parte, nuestro modelo se sitúa claramente al frente alcanzando una frecuencia de rechazo en el estimador agregado de discrecionalidad del 39.1% en el contraste unilateral de cola derecha cuando el nivel al que se lleva a cabo el contraste es del 5%. No obstante, no se queda ahí la información revelada por el modelo, pues permite observar frecuencias anormalmente elevadas en el contraste unilateral de cola izquierda sobre el componente anormal de las compras que denota que dicha variable ha sido contabilizada en defecto para conseguir los citados fines de elevación del resultado del ejercicio. Estas frecuencias observadas alcanzan el 39% y el 17.8% a los niveles teóricos del 5% y 1% respectivamente. Por el contrario, el resto de integrantes de los ajustes por devengo muestran un comportamiento normal sin que las frecuencias de rechazo se alejen significativamente de los tamaños nominales de contraste.

Con la elevación de la manipulación inducida a través de las compras hasta un 5% del activo total de cada compañía, las frecuencias de rechazo aumentan claramente hasta alcanzar niveles superiores al 95% para tamaños nominales del 5%. Por lo que respecta al modelo propio, prácticamente en todos los casos se detecta la presencia de manipulaciones alcistas con unas frecuencias de rechazo en los contrastes unilaterales de cola derecha que alcanzan el 99.7% y 99.3% a niveles de significación teóricos del 5% y 1% respectivamente. En cuanto a la desagregación, se detecta perfectamente la presencia de un defecto en la contabilización de las compras del ejercicio que se traduce en frecuencias de rechazo del 100% en los contrastes unilaterales de cola izquierda a todos los niveles.

En relación a los resultados que aparecen en el panel C de la tabla III, cuando la elevación del resultado se implementa a través la valoración de inventarios, al primer nivel de manipulación, los modelos derivados de Jones (1991) vuelven a situarse entre un 17% y un 20% de rechazos para tamaños nominales del 5%. Si observamos el proxy agregado derivado del modelo propio que nos mide el impacto final en resultados, las frecuencias de rechazo del contraste unilateral de cola derecha se sitúan en el 34% y 12.7% a tamaños de 5% y 1% respectivamente. Si entramos a analizar la contribución de cada uno de los componentes de los ajustes por devengo a dicha elevación de resultados, observamos que el instrumento que se ha empleado para dichos fines se localiza en la variación de existencias. Este componente muestra un comportamiento

anormalmente elevado en un 63.9% (40.7%) de los casos cuando se contrasta al 5% (1%) mientras que en el resto de componentes las frecuencias observadas no difieren sensiblemente del tamaño nominal de los contrastes.

En la segunda parte del panel C, al aumentar el grado de manipulación sobre inventarios, todos los modelos analizados aumentan sensiblemente la potencia reduciendo por debajo del 5% la probabilidad de error tipo II. Concretamente, en el contraste agregado propio se detecta en un 99.5% la existencia de un comportamiento anormalmente elevado en el resultado del ejercicio cuando se contrasta al 5%. Dicha frecuencia se mantiene en niveles muy buenos incluso cuando contrastamos al 1% alcanzando un 98.4%. Para concretar el causante de dicha ampliación de resultados se puede observar el comportamiento del componente anormal estimado de cada uno de los integrantes de los ajustes por devengo que no se aleja de los tamaños nominales de contraste salvo en el caso de la variación de existencias. En dicho elemento se observan valores anormalmente elevados con relación a las observaciones empresa-año fuera de evento en un 99.3% de los casos tanto en contrastes al 5% como al 1% mostrando una gran fiabilidad ante este nivel de manipulación.

Finalmente, si atendemos a las manipulaciones sobre el beneficio instrumentadas a través de las dotaciones a la amortización, en el panel D de la tabla III se puede observar la potencia del contraste de *earnings management* basada en su estimación del proxy de discrecionalidad global se eleva al 40.3% en el contraste unilateral de cola derecha al 5%, mostrando la presencia de manipulaciones alcistas muy por encima del resto de modelos analizados que alcanzan frecuencias por debajo del 20%. Adicionalmente, la desagregación en la que se basa el modelo desarrollado, permite observar claramente como la disminución de la dotación anual a la amortización es detectada en todos los casos con una frecuencia de rechazo en el contraste unilateral de cola izquierda del 100%, tanto para un tamaño nominal del 5% como del 1%. Por el contrario, en el resto de componentes de los ajustes por devengo, las frecuencias de rechazo aproximan razonablemente a los niveles de contraste especificados indicando la ausencia de manipulación en dichos componentes.

Si elevamos el nivel de manipulación inducida hasta un 5% del activo total de cada empresa los modelos captan con mayor nitidez el comportamiento anormal de los ajustes por devengo elevándose ostensiblemente las frecuencias de rechazo en la segunda parte del panel D. Para los modelos derivados de Jones (1991) destaca la frecuencia del 97.3% para Cahan (1992) cuando el tamaño teórico es del 5% (90.8% para nivel de significación 1%), mientras que Boynton, Dobbins y Plesko (1992) se

quedan en un 95% (84.3% para nivel de significación 1%). En relación al modelo propio, de nuevo queda patente su clara superioridad frente al resto de modelos con una frecuencia de rechazos en el contraste unilateral agregado de cola derecha del 99.8% y 99.4% cuando los niveles de significación nominales son del 5% y del 1% respectivamente. En cuanto, a la información que puede extraerse de los contrastes desagregados vemos que permite detectar claramente la variable objeto de manipulaciones con frecuencias de rechazo en la dotación a la amortización que alcanzan el 100% de los casos simulados en el contraste unilateral de cola izquierda aportando evidencia de una manipulación a la baja de las dotaciones con el objeto de elevar los resultados publicados.

5. Conclusión y síntesis de aportaciones

El origen del presente trabajo y su principal motivación hay que buscarlos en la necesidad identificada por el autor de proporcionar a los usuarios externos de la información financiera, una herramienta que mejore la detección comportamientos anómalos en la revelación de dicha información al mercado. En esta línea, las principales aportaciones y conclusiones que se extraen del trabajo se pueden centrar en dos pilares básicos:

- En relación a la modelización del componente anormal de los denominados ajustes por devengo una de las principales innovaciones que presenta el modelo desarrollado en este trabajo, hay que buscarla en la desagregación que permite una estimación separada de cada uno de los componentes implicados, controlando cada uno de ellos mediante las variables de las que efectivamente depende. De este modo, el modelo desarrollado en este trabajo mejora claramente el comportamiento del resto de modelos con una mayor sensibilidad en la detección de las manipulaciones ejercidas sobre los ajustes por devengo discrecionales, así como una mayor riqueza informativa al permitir al usuario externo de los contrastes conocer cual es la variable causante de los rechazos y sobre la que se ha ejercido la manipulación. Todos estos aspectos han quedado patentes en el estudio empírico desarrollado.

En esta línea de trabajo, el modelo desarrollado podría aportar valor en el campo profesional como prueba analítica de auditoría centrando la atención

del auditor sobre los componentes con comportamiento anormal para elevar la intensidad y cobertura de las pruebas en detalle a aplicar sobre dichos conceptos. A su vez, podría permitir un trabajo más eficiente por parte de los analistas financieros en cuanto a una mejor valoración de las compañías e información de mayor calidad que permita mejorar sus predicciones de beneficios.

- En relación a la especificación concreta de los modelos que han protagonizado la línea de investigación sobre *earnings management* a lo largo de los noventa, el comportamiento normal de los ajustes por devengo distintos de la amortización se trataba de controlar recurriendo a la socorrida expresión de “las ventas como proxy del nivel de actividad de la empresa”. No obstante, como ha quedado patente a lo largo del trabajo, las ventas no son la panacea para los modelos de ajustes por devengo. En efecto, las ventas como parte fundamental de la cuenta de resultados no son una variable exógena que cumpla con los requisitos necesarios para formar parte de las variables de control de un modelo de ajustes por devengo. En este sentido se ha planteado un cambio de enfoque consistente en extraer dichas variables susceptibles de discrecionalidad de entre las variables independientes, actuando como variables dependientes, precisamente para tratar de extraerles dicho componente discrecional. A estos efectos, se sustituían los flujos de ingresos y gastos por flujos de caja como variables explicativas en las ecuaciones correspondientes de nuestro modelo, dada su robustez frente a posibles alteraciones en el corte de operaciones. De este modo se obtiene una especificación con mayor fundamento teórico, con una mayor proximidad a la realidad empresarial, y con unos resultados en los contrastes que se han mostrado muy superiores a los obtenidos con las variables tradicionales.

Finalmente, es importante reiterar entre las conclusiones que las dificultades metodológicas en el campo del *earnings management* son especialmente relevantes debido a que los directivos, con una ventaja informativa crucial sobre los investigadores, tienen incentivos para disimular cualquier ajuste o manipulación que hayan aplicado al beneficio publicado. Ante esta importante desventaja, derivada de la asimetría informativa, el análisis externo de la información financiera requiere un continuo esfuerzo investigador que permita pulir este tipo de modelos de estimación del componente anormal del resultado. Por tanto, se considera que trabajos como el

presente contribuyen a dicho objetivo y constituyen una línea de investigación abierta que requiere la atención de futuras aportaciones que puedan arrojar más luz sobre el tema.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Apellániz, P. [1992]: "Una Aproximación Empírica al Alisamiento de Beneficios en la Banca Española". *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, Nº 66.
- Boynton, Charles E.; Dobbins, Paul S. y Plesko George A. [1992]: "Earnings Management and the Corporate Alternative Minimum Tax". *Journal of Accounting Research*. Vol. 30, Supplement 1992
- Cahan, S.F. [1992]: "The Effect of Antitrust Investigation on Discretionary Accruals: A Refined Test of the Political-Cost Hypothesis". *The Accounting Review*. Vol. 67, Nº 1, Enero, pp. 77-95
- Dechow, Patricia M.; Sloan, Richard G. y Sweeney, Amy P. [1995]: "Detecting Earnings Management". *The Accounting Review*. Vol. 70, Nº 2, April, pp. 193-225
- Gabás, F. y Pina, V. [1991]: "El Alisamiento de Beneficios en el Sector Eléctrico: Un Estudio Empírico". *Revista Española de Financiación y Contabilidad*. Nº 66.
- Huber, P.J. [1967]: "The behaviour of maximum likelihood estimates under non-standard conditions". *Proceedings of the Fifth Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability*. Berkeley, CA: University of California Press, 1, pp. 221-233
- Jones, Jennifer J. [1991]: "Earnings Management During Import Relief Investigations". *Journal of Accounting Research*. Vol. 29, Nº 2, Autumn, pp. 193-228
- Kang, S.H. y Sivaramakrishnan K. [1995]: "Issues in Testing Earnings Management and an Instrumental Variable Approach". *Journal of Accounting Research*. Vol. 33, Nº 2, pp. 353-367
- McCulloch, Brian W. [1998a]: "Multi-period incentives and alternative dials for Earnings Management". Working Paper. The Treasury. Wellington. New Zeland.
- McCulloch, Brian W. [1998b]: "Relations among components of Accruals under Earnings Management". Working Paper. The Treasury. Wellington. New Zeland.
- McNichols, M. y Wilson, P. [1988]: "Evidence of Earnings Management from the Provision for Bad Debts". *Journal of Accounting Research*, Vol. 26, Supplement.
- Pina, V. J. [1988]: *Efectos Económicos de las Normas Contables*. Monografía 11. Asociación Española de Contabilidad y Administración de Empresas, Madrid.
- Poveda, F e Íñiguez, R [2001]: "Alisamiento de Beneficios vs. Rentabilidad Bursátil: Evidencia Empírica". Working Paper 2001-20. Serie EC del *Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas*
- Rogers, W.H. [1993]: "Regression Standard Errors in Clustered Samples". *Stata Technical Bulletin* 13, pp. 19-23

- Satterthwaite, F.E. [1946]: "An Approximate Distribution of Estimates of Variance Components". *Biometrics*, Bulletin 2.
- Saurina, J. [1999]: "¿Existe Alisamiento de Beneficios en las Cajas de Ahorros Españolas?". *Moneda y Crédito*. Nº 209, pp. 161-193.
- White, H. [1980]: "A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity". *Econometrica* 50, pp. 1-25

ANEXO I. Ortogonalidad de los flujos de caja frente a variables de resultados

Según la expresión [2], el flujo de caja procedente de las ventas viene dado por las ventas del ejercicio cobradas –ventas totales del ejercicio (V_t) menos las pendientes de cobrar al cierre (C_t) –menos las ventas del ejercicio previo cobradas en este ejercicio (C_{t-1}). A continuación, comprobaremos que este flujo de caja procedente de las ventas, no coincide con la modificación aplicada por Dechow, Sloan y Sweeney (1995) que trataba de corregir el problema de endogeneidad que generan las manipulaciones en las ventas sobre los modelos derivados del modelo de Jones (1991) original. Dicha modificación consistía en restar la variación en las cuentas a cobrar a la variación en las ventas del año de evento. Si desarrollamos esta expresión, veremos que en definitiva Dechow, Sloan y Sweeney (1995) emplean la variación de las ventas del ejercicio cobradas:

$$(\Delta V_t - \Delta C_t) = (V_t - V_{t-1}) - (C_t - C_{t-1}) = \left(\underbrace{V_t - C_t}_{VC_t} \right) - \left(\underbrace{V_{t-1} - C_{t-1}}_{VC_{t-1}} \right) = \Delta VC_t$$

donde, t es el subíndice temporal, V_t son las ventas en el ejercicio t , C_t es la cifra de clientes al final del ejercicio t y VC_t son las ventas cobradas del ejercicio t .

La razón de plantear el flujo de caja según la expresión [2] y no sencillamente las ventas del ejercicio cobradas, viene dada por el hecho de que sólo dicha expresión es totalmente inmune a las manipulaciones en la cifra de ventas como se pone de manifiesto a continuación. En la tabla AI siguiente, se presenta una simulación en la que una empresa parte de un nivel de ventas de 1000 u.m. y a lo largo de los 20 ejercicios analizados presenta un incremento anual constante del 10%, siendo la cifra de clientes al cierre del ejercicio un 20% de las ventas. Además de las ventas (V) y de la cifra de clientes al cierre (C), se presentan las ventas del ejercicio cobradas (VC) así como el flujo de caja procedente de ventas (FCV). En el panel A de la tabla tenemos el caso “limpio”, en el que los datos siguen escrupulosamente las pautas indicadas más arriba, mientras que en el panel B se presenta el caso “*earnings management*” en el que se introducen determinadas manipulaciones al caso previo. Concretamente, se adelantan ventas por importe de 300 del ejercicio 6 al ejercicio 5, se adelantan ventas por importe de 500 del ejercicio 11 al ejercicio 10 y se adelantan ventas del ejercicio 18 al ejercicio 17 por importe de 200.

Tabla AI: Flujo de caja de las ventas: robustez frente al corte de operaciones I

t: subíndice temporal; V_t : ventas del ejercicio t; C_t : cifra de clientes al final del ejercicio t; VC_t : ventas cobradas en el ejercicio t; FCV_t : flujo de caja de las ventas en el ejercicio t.

	PANEL A: LIMPIO				PANEL B: <i>EARNINGS MANAGEMENT</i>			
t	V_t	C_t	VC_t	FCV_t	V_t	C_t	VC_t	FCV_t
1	1000,00	200,00	800,00		1000,00	200,00	800,00	
2	1100,00	220,00	880,00	1080,00	1100,00	220,00	880,00	1080,00
3	1210,00	242,00	968,00	1188,00	1210,00	242,00	968,00	1188,00
4	1331,00	266,20	1064,80	1306,80	1331,00	266,20	1064,80	1306,80
5	1464,10	292,82	1171,28	1437,48	1764,10	592,82	1171,28	1437,48
6	1610,51	322,10	1288,41	1581,23	1310,51	322,10	988,41	1581,23
7	1771,56	354,31	1417,25	1739,35	1771,56	354,31	1417,25	1739,35
8	1948,72	389,74	1558,97	1913,29	1948,72	389,74	1558,97	1913,29
9	2143,59	428,72	1714,87	2104,61	2143,59	428,72	1714,87	2104,61
10	2357,95	471,59	1886,36	2315,08	2857,95	971,59	1886,36	2315,08
11	2593,74	518,75	2074,99	2546,58	2093,74	518,75	1574,99	2546,58
12	2853,12	570,62	2282,49	2801,24	2853,12	570,62	2282,49	2801,24
13	3138,43	627,69	2510,74	3081,37	3138,43	627,69	2510,74	3081,37
14	3452,27	690,45	2761,82	3389,50	3452,27	690,45	2761,82	3389,50
15	3797,50	759,50	3038,00	3728,45	3797,50	759,50	3038,00	3728,45
16	4177,25	835,45	3341,80	4101,30	4177,25	835,45	3341,80	4101,30
17	4594,97	918,99	3675,98	4511,43	4794,97	1118,99	3675,98	4511,43
18	5054,47	1010,89	4043,58	4962,57	4854,47	1010,89	3843,58	4962,57
19	5559,92	1111,98	4447,93	5458,83	5559,92	1111,98	4447,93	5458,83
20	6115,91	1223,18	4892,73	6004,71	6115,91	1223,18	4892,73	6004,71

Si atendemos a las ventas, obviamente estas casillas están manipuladas por lo que, por definición, no son la variable explicativa que se haya de introducir en los modelos para captar el componente no discrecional de los ajustes por devengo porque precisamente estamos introduciendo como regresor la variable manipulada. En cambio, si atendemos al flujo de caja de las ventas podemos comprobar que esta variable se mantiene inalterable ante las manipulaciones en el corte de operaciones, pues coincide exactamente en los casos limpio y manipulado, cosa que no ocurre con las ventas del ejercicio cobradas. Por tanto, desde nuestro punto de vista el flujo de caja procedente de ventas constituye una variable de control adecuada para extraer de clientes la parte no

discrecional ya que dicha variable es resistente a las manipulaciones en las ventas y nos permitirá obtener un buen proxy para la variación anormal o discrecional de los clientes.

Si asumimos que el residuo del modelo [1] viene dado por la variación que la manipulación de las ventas ocasiona en la cifra de clientes, parece claro entonces que dicho modelo [1] tiene un problema de simultaneidad pues la variable explicativa no es ortogonal a los residuos. Ante este problema planteamos emplear el flujo de caja generado por las ventas en lugar de las ventas propiamente dichas como variable de control pues como hemos comprobado anteriormente es independiente de las manipulaciones o, dicho en otros términos, cumple la condición de ortogonalidad.

ANEXO II. Versiones de Panel Derivadas del Modelo de Jones (1991)

El trabajo de Cahan (1992) se basa en el modelo de Jones pero no se plantea un análisis en serie temporal sino que agrupa las observaciones en una serie longitudinal de datos año-empresa. Con estos datos, el modelo puede captar un efecto temporal que sería común para todas las empresas en cada año y que diferiría entre años, y un efecto empresa que sería el mismo para cada empresa en concreto a lo largo de todos los años y que diferiría entre empresas. Estos efectos se introducirán en el modelo de Jones (1991) a través de variables binarias con el objeto principal de reducir el impacto de variables omitidas que serían captadas en parte por los efectos temporal y empresa. El modelo propuesto por Cahan (1992) es el siguiente:

$$\begin{aligned} \frac{TA_{it}}{A_{it}} = & \beta_0 \left(\frac{1}{A_{it}} \right) + \beta_1 \left(\frac{\Delta V_{it}}{A_{it}} \right) + \beta_2 \left(\frac{IMB_{it}}{A_{it}} \right) + \beta_3 DY_{i1} + \beta_4 DY_{i2} + \dots + \beta_{T+2} DY_{iT} \\ & + \beta_{T+3} FIRM_{1t} + \beta_{T+4} FIRM_{2t} + \dots + \beta_{T+N+2} FIRM_{Nt} + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

donde, TA_{it} : ajustes por devengo totales en el año t para la empresa i , ΔV_{it} : ventas del año t menos ventas del año $t-1$ para la empresa i , IMB_{it} : volumen de activos brutos depreciables en el año t para la empresa i , A_{it} : activo total de la empresa i en el año t , DY_{it} : dummy que toma el valor 1 para el año t y 0 para el resto, $FIRM_{it}$: dummy que toma el valor 1 para la empresa i y 0 para el resto, ε_{it} : término de error del año t para la empresa i , $i = 1, \dots, N$ índice de empresas y $t = 1, \dots, T$ índice de años.

Las variables efecto empresa y efecto temporal combinadas definen un único intercepto que varía para cada observación empresa-año. Por tanto el modelo se puede expresar del siguiente modo:

$$\frac{TA_{it}}{A_{it}} = \alpha_{it} + \beta_0 \left(\frac{1}{A_{it}} \right) + \beta_1 \left(\frac{\Delta V_{it}}{A_{it}} \right) + \beta_2 \left(\frac{IMB_{it}}{A_{it}} \right) + \varepsilon_{it} \quad [12]$$

donde,

$$\alpha_{it} = \underbrace{\beta_3 DY_{i1} + \beta_4 DY_{i2} + \dots + \beta_{T+2} DY_{iT}}_{\text{Efecto temporal}} + \underbrace{\beta_{T+3} FIRM_{1t} + \beta_{T+4} FIRM_{2t} + \dots + \beta_{T+N+2} FIRM_{Nt}}_{\text{Efecto empresa}}$$

En la misma línea que el trabajo anterior, Boynton, Dobbins y Plesko (1992) se basan en el modelo de Jones (1991) para desarrollar una versión propia que pretende mejorar la estimación del componente no discrecional de los ajustes por devengo y que, por tanto, mitigue los problemas ocasionados por el error de medida que se atribuyen a los modelos de ajustes por devengo. El modelo presentado por estos autores es el siguiente:

$$\begin{aligned} \left(\frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}} - \mu_{\frac{TA}{A},i} \right) &= \beta_1 \left(\frac{\Delta V_{i,t}}{A_{i,t-1}} - \mu_{\frac{\Delta V}{A},i} \right) + \beta_2 \left(\frac{IMB_{i,t}}{A_{i,t-1}} - \mu_{\frac{IMB}{A},i} \right) + \\ &\beta_3 \left(\frac{\Delta V_{i,t}}{A_{i,t-1}} - \mu_{\frac{\Delta V}{A},i} \right) LARGE + \beta_4 \left(\frac{IMB_{i,t}}{A_{i,t-1}} - \mu_{\frac{IMB}{A},i} \right) LARGE + \\ &\beta_5 \left(\frac{\Delta V_{i,t}}{A_{i,t-1}} - \mu_{\frac{\Delta V}{A},i} \right) SMALL + \beta_6 \left(\frac{IMB_{i,t}}{A_{i,t-1}} - \mu_{\frac{IMB}{A},i} \right) SMALL + \varepsilon_{i,t} \end{aligned}$$

donde, TA_{it} : ajustes por devengo totales en el año t para la empresa i , A_{it-1} : activo total de la empresa i al inicio del año t , ΔV_{it} : ventas del año t menos ventas del año $t-1$ para la empresa i , IMB_{it} : volumen de activos brutos depreciables en el año t para la empresa i , $LARGE$: variable binaria que toma el valor 1 para las empresas grandes de cada sector y cero para el resto, $SMALL$: variable binaria que toma el valor 1 para las empresas pequeñas de cada sector y cero para el resto, $\mu_{X,i}$: media de la variable X para la empresa i en el periodo de estimación, ε_{it} : término de error del año t para la empresa i , $i=1, \dots, N$ índice de empresas y $t=1, \dots, T_i$ índice de años que forman el periodo de estimación.

La regresión en desviaciones no tiene un intercepto explícito, en su lugar la media específica de cada empresa actúa como intercepto específico. Por tanto, una vez estimado el modelo anterior en el periodo de estimación, la media específica para cada empresa en dicho periodo de los ajustes por devengo totales deflactados, junto con los coeficientes sectoriales estimados se emplean para predecir el componente no discrecional de los ajustes por devengo en el periodo de evento. La fórmula general para la empresa i en el año de evento τ es la siguiente:

$$NAEST_{i,\tau} = \mu_{\frac{TA_{i,\tau}}{A_{i,\tau-1}}} + (\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_3 LARGE + \hat{\beta}_5 SMALL) \frac{\Delta V_{i,\tau}}{A_{i,\tau-1}} + (\hat{\beta}_2 + \hat{\beta}_4 LARGE + \hat{\beta}_6 SMALL) \frac{IMB_{i,\tau}}{A_{i,\tau-1}}$$

Por tanto, estamos ante una nueva versión del modelo de Jones (1991) en la que, en lugar de emplear coeficientes específicos para cada empresa, se emplean interceptos específicos y coeficientes sectoriales en los que se permite variación entre empresas grandes y pequeñas.

ANEXO III. Especificación y Potencia Base de Datos CNMV 1991-2000

En el presente anexo se presentan los resultados de los experimentos de simulación desarrollados en el apartado cuarto, empleando una base de datos distinta que viene dada por los Estados Financieros no auditados que las empresas emisoras de valores han de depositar en la CNMV en los dos meses posteriores al cierre del ejercicio. La muestra final sobre la que se lleva a cabo esta réplica del trabajo, siguiendo los mismos criterios de elaboración descritos en el subapartado 4.1., queda compuesta por 152 empresas pertenecientes a 16 sectores según la clasificación sectorial de la CNMV a 3 dígitos. El total de observaciones empresa-año asciende a 1143 lo que implica una media de 7.52 observaciones por empresa. En la tabla siguiente se presenta la composición de la muestra por sectores y años donde podemos observar que en rango de observaciones para la estimación de parámetros sectoriales oscila entre 12 y 164 observaciones empresa-año, mientras que en el caso de parámetros anuales se dispone de un rango desde 88 hasta 129 observaciones empresa-año.

Tabla A.I. Composición de la muestra: sectores y años

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	Total sector
Petróleo	3	3	3	3	3	3	0	0	0	0	18
Energía Eléctrica	7	8	8	9	10	10	10	10	4	4	80
Agua y Gas	4	4	5	5	5	5	4	4	4	4	44
Metálicas Básicas	4	4	5	5	5	5	6	6	5	5	50
Cemento	9	9	10	10	9	9	9	8	5	5	83
Vidrio y Material de Construcción	4	4	4	4	4	4	4	4	4	3	39
Industria Química	9	9	9	9	8	9	9	7	7	7	83
Automóvil y Otro Mat. de Transporte	4	4	4	4	4	0	0	0	0	0	20
Otras Industrias de Transf. de Metales	14	15	15	15	14	14	13	13	12	12	137
Alimentación, Bebidas y Tabaco	15	16	16	18	19	18	18	15	15	14	164
Papel y Artes Gráficas	6	6	6	6	6	5	5	4	4	4	52
Otras Industrias Manufactureras	7	7	7	8	9	10	13	11	9	9	90
Construcción	6	7	7	7	6	7	8	7	6	5	66
Comercio y Otros servicios	7	7	7	10	11	11	11	10	8	7	89
Aparcamientos y Autopistas	0	0	0	0	3	3	3	3	0	0	12
Inmobiliarias	12	12	12	13	13	11	12	11	11	9	116
Total año	111	115	118	126	129	124	125	113	94	88	1143

Tabla A.II: Análisis de Especificación: Simulación de Errores Tipo I

ch: modelo de Cahan (1992); bp: modelo de Boynton, Dobbins y Plesko (1992); vthi: modelo propio de ventas; cphi: modelo propio de compras; vehi: modelo propio de variación de existencias; fphi: agregación de los ajustes por devengo anormales según modelo propio

	Contraste bilateral		Contraste cola derecha		Contraste cola izquierda	
	5%	1%	5%	1%	5%	1%
Panel A: Varianzas distintas en función de la variable de partición						
ch	3.0%	0.5%	2.1%	0.0%	5.3%	0.7%
bp	4.0%	0.5%	1.4%	0.1%	7.6%	1.0%
vthi	5.1%	1.0%	2.2%	0.5%	8.5%	1.7%
cphi	4.0%	1.0%	3.3%	0.2%	4.6%	1.2%
vehi	2.5%	0.5%	6.1%	0.6%	2.0%	0.1%
fphi	3.5%	0.3%	4.0%	0.3%	4.2%	0.3%
Panel B: Varianzas distintas para cada compañía presente en la muestra						
ch	4.6%	0.6%	2.8%	0.1%	6.3%	1.6%
bp	4.8%	1.0%	1.6%	0.2%	8.5%	1.4%
vthi	6.1%	1.7%	2.5%	0.5%	9.2%	2.1%
cphi	5.0%	1.2%	4.5%	0.4%	4.9%	1.6%
vehi	4.3%	0.7%	7.7%	1.4%	2.4%	0.1%
fphi	4.1%	0.3%	4.7%	0.6%	5.4%	0.7%

Tabla A.III: Análisis de Potencia: Simulación de Errores Tipo II

ch: modelo de Cahan (1992); bp: modelo de Boynton, Dobbins y Plesko (1992); vthi: modelo propio de ventas; cphi: modelo propio de compras; vehi: modelo propio de variación de existencias; fphi: agregación de los ajustes por devengo anormales según modelo propio

	Manipulación Alcista del 1% sobre AT				Manipulación Alcista del 5% sobre AT			
	Cola derecha		Cola izquierda		Cola derecha		Cola izquierda	
	5%	1%	5%	1%	5%	1%	5%	1%
Panel A: Manipulaciones ejercidas sobre las ventas a crédito								
ch	10.5%	2.3%	2.0%	0.1%	84.8%	64.5%	0.0%	0.0%
bp	7.2%	1.2%	2.3%	0.1%	70.4%	44.4%	0.0%	0.0%
vthi	21.0%	7.7%	0.6%	0.1%	99.8%	99.3%	0.0%	0.0%
cphi	4.5%	0.4%	4.9%	1.6%	4.5%	0.4%	4.9%	1.6%
vehi	7.7%	1.4%	2.4%	0.1%	7.7%	1.4%	2.4%	0.1%
fphi	22.9%	9.1%	0.2%	0.0%	99.7%	96.6%	0.0%	0.0%
Panel B: Manipulaciones ejercidas sobre las compras a crédito								
ch	12.2%	3.1%	1.3%	0.1%	93.4%	78.7%	0.0%	0.0%
bp	8.8%	1.5%	2.0%	0.1%	83.7%	62.8%	0.0%	0.0%
vthi	2.5%	0.5%	9.2%	2.1%	2.5%	0.5%	9.2%	2.1%
cphi	0.2%	0.0%	34.3%	14.3%	0.0%	0.0%	99.6%	99.1%
vehi	7.7%	1.4%	2.4%	0.1%	7.7%	1.4%	2.4%	0.1%
fphi	22.7%	9.2%	0.2%	0.0%	99.6%	96.7%	0.0%	0.0%
Panel C: Manipulaciones ejercidas sobre la valoración de los inventarios								
ch	12.2%	3.1%	1.3%	0.1%	93.4%	78.7%	0.0%	0.0%
bp	8.8%	1.5%	2.0%	0.1%	83.7%	62.8%	0.0%	0.0%
vthi	2.5%	0.5%	9.2%	2.1%	2.5%	0.5%	9.2%	2.1%
cphi	4.5%	0.4%	4.9%	1.6%	4.5%	0.4%	4.9%	1.6%
vehi	86.3%	73.5%	0.0%	0.0%	100.0%	100.0%	0.0%	0.0%
fphi	23.0%	9.2%	0.2%	0.0%	99.7%	96.9%	0.0%	0.0%